

收入分配、商业医疗保险和医药创新

——基于美国的经验分析

康蕊 朱恒鹏*

摘要：本文探讨了收入分配对医药创新发展的影响，并阐释了商业医疗保险的影响机制。基于2013—2020年美国51个州和地区的面板数据，通过门槛效应模型和机制检验程序进行实证检验。研究发现：(1) 收入分配与医药创新之间存在着倒“N”型非线性的影响关系。(2) 在收入分配影响医药创新的路径中，商业医疗保险的发展是影响机制之一。(3) 不同的收入水平对医药创新的作用不同，表现出门槛效应：过大的收入差距抑制医药创新，跨过第一个门槛后，适度的收入差距将该效应由负转正；经过第二个门槛后，收入差距过小也将对医药创新产生负面影响。这是由于收入差距对商业医疗保险的影响也存在着相似的两个门槛。研究结论经过内生性分析和稳健性检验后依然成立。研究结论可以为防止收入差距扩大、扩大中等收入群体比重以实现商业医疗保险的购买，形成创新药物的有效需求等政策制定提供证据支撑，对推进医药创新在我国的发展具有一定的启示意义。

关键词：收入差距；商业医保；医药创新；门槛效应

一、引言

不考虑垄断等特权因素，收入差距反映一个地区在特定时期内，因劳动者的要素禀赋和生产效率差异形成的收入分配差异。适度的收入差距是经济发展的自然结果，在扩大中等收入群体消费和促进消费升级方面具有十分积极的作用。升级后的消费需求又将进一步推动产品的创新研发和产业的升级换代，最终促进经济社会发展进步。在美国，不同群体间的收入分配、商业医疗保险发展和医药创新之间的紧密联系是一个很好的例证。

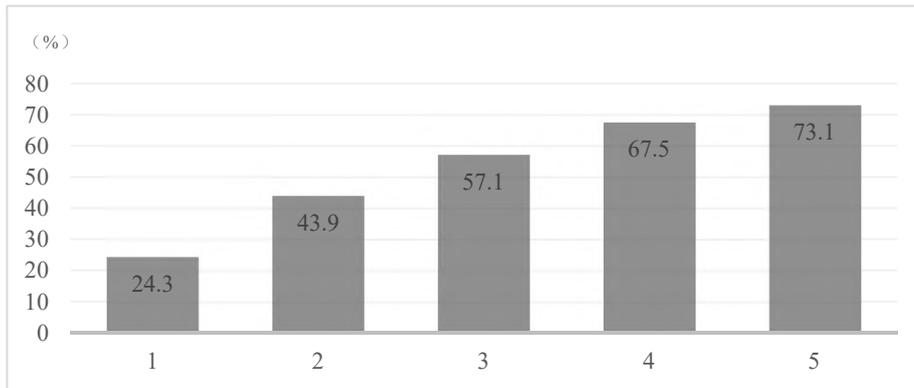


图1 不同收入阶层的商业医疗保险参保率

资料来源：American Community Survey 统计数据。

* 康蕊（通信作者），中国社会科学院社会发展战略研究院助理研究员，E-mail: kangrui@cass.org.cn；朱恒鹏，中国社会科学院经济研究所副所长、研究员。

本文获中国社会科学院“青启计划”资助，编号：2024QQJH161。

本文为国家社会科学基金青年项目“医养结合养老服务模式的治理体系研究”（批准号：20CRK012）的阶段性成果。

2022年，美国的基尼系数为0.488，收入最高的10%家庭年收入为21.6万美元，收入最低的10%家庭年收入为1.7万美元^①。将一地区的居民按照收入进行五分，收入最低的20%群体与收入最高的20%群体的平均收入之比更能体现收入差距水平，该指标的数值越小，说明该地区的不同收入水平群体间的收入差距越大。2021年，这一指标在美国的平均水平约为13.3%，大多数州在12%的水平^②。这样的收入分配格局导致商业医疗保险的参保率在美国的不同收入群体之间的分布也存在差异性。将全体国民按照收入进行五分，收入由低到高排序，五个组别的参保率分别是24.3%、43.9%、57.1%、67.5%、73.1%，如图1所示。也就是说，商业医疗保险的参保率随收入的提升而增加，有效需求大多来自中高收入阶层^③。而根据杨修娜等（2023）对美国低收入、中等收入、高收入群体的比例（9.9:55.1:35.1）的测算结果可知，一定的收入差距水平能够保证一定的中等收入群体比重，也由此可以看出，对商业医疗保险的主要贡献来自于中高收入阶层中的中等收入群体。

商业医疗保险每年约为1.2万亿美元的医疗费用赔付支出，为美国医药的产出提供了强大的市场需求。2020年，美国医疗费用支出中医疗保险占比约为74.6%，其中商业医疗保险支出占比约为33.9%，分别为政府医疗保险中老人医疗保险（Medicare）和医疗补助（Medicaid）份额的1.7倍和2.3倍。另一方面，美国的医药创新在全球处于领先地位，入选世界最具创新力公司榜单中的10家生物医药领域公司全部来自美国^④。从跨国制药公司数量来看，世界排名前10位的制药公司中，有5家来自美国，其中美国的辉瑞和默克公司分别位居第一和第二。从研发投入来看，彭博（Bloomberg）数据库的数据显示，美国642家生物医药企业的研发（R&D）投入在2020年共计约为4.8万亿美元。研发强度排名世界前10位的制药企业中，有5家来自美国，其中默克公司98亿欧元的研发投入排名最高（Guevara et al., 2019）。从创新药物成果来看，美国的医药创新类专利约占全球的60%，1950年至今获批新药最多的是来自美国的默克公司，已累计有56个新药获得美国食品药品监督管理局（Food and Drug Administration, FDA）的认证（Mullard, 2020）。如此高的药物创新水平，其根源是中等收入群体庞大的新药物需求以及商业医疗保险对中等收入群体所需的医疗产品的购买支付。但是，过大的收入差距也会带来负面的社会影响，收入不平等将抑制居民消费结构的优化和升级，低收入阶层对创新产品难以形成有效需求，高收入阶层的消费意愿的发展空间也不大，市场规模难以持续扩大导致企业的潜在利润缩减，也就抑制了创新水平。在美国的一些地区，收入分配不平等加剧导致该地区居民的总体消费水平下降，高收入群体越来越富，但对于新药的消费十分有限；中等收入群体的比重萎缩，创新型药物无法通过向低收入阶层普及来扩大市场规模，因此新药较难普及。新研制药物的市场狭小，无法有效激励药企增加创新投入。

我国的商业医疗保险和医药创新均有一定的发展空间，未来可借鉴美国经验探索如何补齐短板。在我国，医疗保险在医药产业中的消费分为两个主体，即政府主办的社会医疗保险和企业主办的商业医疗保险。基本医疗保险基本实现了全覆盖，在促进社会公平、增进社会福利方面起到了至关重要的作用。但是，作为全民福利，“保基本”的保险水平决定了保障能力是中低水平的，尽管

① 资料来源：美国圣路易斯联邦储备银行（Federal Reserve Bank of St. Louis）网站，世界财富及收入数据库（The World Wealth and Income Database, WID）网站。

② 资料来源：美国圣路易斯联邦储备银行（Federal Reserve Bank of St. Louis）网站。

③ 资料来源：美国经济政策组织（Economic Policy Institution, EPI）网站。

④ 资料来源：Fast Company. The world's 50 most innovative companies 2018[R]. [2020-06-14]. <https://www.fastcompany.com/most-innovative-companies/2018/secotrs/biotech>.

能够有效带动整体医药市场规模的扩张,但对创新药的购买支付十分有限。反观商业医疗保险在我国的发展仍然较为薄弱。美国商业医疗保险参保率约为53%,年赔款与给付总额约为1.2万亿美元^①,而我国仅为10.2%、265.9亿美元^②。商业医疗保险“高筹资、高赔付”的保险特征能够满足中高收入群体对高保障水平保险的多样化需求。如前文所述,美国的发展经验表明,一定的收入差距水平下,以中等收入群体为主的中高收入群体拉高了商业医疗保险的参保率,能够对症解决我国收入分配格局带来的消费结构变化尚未能够带动商业医疗保险的发展的问题。当前我国生物医药产品主要以仿制为主,在新药研发等方面距离世界前沿水平仍有较大差距,根本原因在于社会医疗保险和个人支付未能形成强有力的保障,问题的解决同样依赖于发展商业医疗保险以形成创新药物购买力的经验。尽管从社会保障发展的历史来看,中美两国是两种不同的社会保障与社会福利模式,美国医疗保险的发展历史决定了商业医疗保险的市场规模优势。但从收入分配的当前发展水平来看,我国借鉴美国经验促进商业医疗保险和医药创新发展也是可行的。从收入分配格局来看,我国的基尼系数(0.474)与美国(0.488)十分接近^③。对标美国经验,我国已经具备通过收入分配带动商业医疗保险从而促进医药创新发展的条件。但对比可以发现,扩大中等收入群体比重、鼓励其参加商业医疗保险并刺激高精尖医药技术发展的积极效应并未得到释放,这即是未来我国商业医疗保险和医药创新发展的主要空间。美国发展经验还能给予一定的教训警示,即收入差距过大不仅有悖社会公平,“富人越富、穷人越穷”还将对医药创新产生负面影响。当前,我国正处在社会加速变革的转轨时期,收入分配秩序还未完全建立起来,共同富裕背景下应当警惕收入差距扩大的不利影响。未来应合理利用当前的社会收入分配格局,通过增加中等收入群体比重,来加快商业保险发展,助推医药创新发展。为此,本文尝试通过梳理美国居民收入分配推动商业医保发展进而促进医药创新发展的经验事实,以及收入差距过大导致需求抑制乃至医药创新被抑制的警示,为推动商业医疗保险和医药创新在我国的发展提供一些借鉴。

目前国内外文献对收入差距和医药创新之间关系的论证较少,将商业医保作为影响机制的研究仍属于空白。相较以往文献,本文的主要贡献包括三个方面:(1)将商业医疗保险作为收入分配影响医药创新的机制,对该假设的论证进一步丰富了有关收入不平等研究的理论意义,并且该分析以美国经验得失为镜鉴,为促进商业医疗保险在我国的发展提供经验证据。(2)本文试图从中等收入群体比重的角度切入,阐释收入分配和医药创新之间的非线性关系,阐明了收入差距扩大带来的负面效应,肯定中等收入群体的有效需求能够促进产品创新的积极意义,为促进我国医药产业领域的技术创新提供了突破口和路径选择依据。(3)本文运用门槛效应模型这一研究方法,较为精准地说明收入差距在何种水平上具有积极效应,跨过何种水平产生消极影响。运用这一研究方法所得结论,相较以往文献的理论研究更具现实意义。

本文余下内容的结构安排是:第二部分是对国内外文献的梳理,根据理论分析提出本文的研究假设;第三部分介绍研究模型、数据和样本、变量设置;第四部分是基准回归、机制检验程序、门槛效应模型和稳健性检验的计量分析结果;第五部分是结论与讨论。

① 资料来源:中国家庭金融调查与研究中心网站。

② 资料来源:国家金融监督管理总局网站。

③ 资料来源:国家统计局网站,美国人口普查局(U.S. Census Bureau)网站。

二、文献回顾和研究假设

（一）国内外文献综述

国内外学界对收入分配和创新之间关系的研究在两个方向都有涉及，既有文献验证了收入差距为因、创新为果，也有文献证实了创新为因、收入差距为果。一方面，学界展开了创新对收入分配产生的影响的讨论，这是本文主题的逆命题。在理论层面，最早由 Robert (1988)、Romer (1990) 等通过内生经济增长模型，将经济增长与收入差距归结为内生的技术进步所致，Acemoglu et al. (2018) 通过美国微观数据的估计模型进一步证明了该结论。另一方面，以 Zweimüller (2000) 的研究为开端，大量文献验证了美国社会的收入分配对产品创新的影响，这与本文的研究主题较为相像。主流观点认为，收入差距为产品创新产生了强有力的激励，收入分布决定了创新产品的需求结构和需求内容，进一步决定了技术创新的方向和速度 (Foellmi et al., 2014; Boppart, 2014; Matsuyama, 2016)。Bertrand & Morse (2016) 指出由于收入差距的存在，美国出现了中、低收入群体向高收入群体看齐的社会现象，这一群体会通过减少家庭储蓄来提高消费水平，因而是有利于企业创新的。Zweimüller & Brunner (2005) 则认为收入不平等带来的“首尝效应”和“模仿效应”创造了中高收入阶层的有效需求从而激励了企业的创新投入，但同时也会带来“挤压效应”制约中低收入阶层的需求，市场规模缩减将不利于企业创新。然而，也有另一些学者认为美国的收入不平等将对全社会创新产生完全的不利影响，例如，Fisher et al. (2015) 认为美国收入不平等加剧了消费不平等，这对社会整体的消费结构升级和创新能力的提升是不利的。Guellec & Paunov (2020) 认为包括美国在内的 OECD 国家正面临数字产品创新带来的挑战，“赢者通吃”式的收入不平等导致创新的风险加大，同时，这也将继续加剧不平等。

收入分配影响创新的路径在相关文献中并不多见，原因在于传统熊彼特式的经济增长模型中，一般假定消费者的偏好具有同质性，消费者对新产品的需求与收入分配无关。近些年在此论点上有突破的研究可分为以下两类：第一，消费者需求，主要指消费规模。“需求引致创新”的论断最早由 Schmookler (1966) 提出。Comin (2021) 从收入效应和相对价格效应出发讨论需求如何影响技术进步。Aghion et al. (2016) 的研究还发现，创新由市场利润驱动，假设消费市场扩大，企业将获得更多的潜在利润以投入到更多的技术创新活动中，这些技术扩散也会随着市场规模的扩大而加速。在行业对比中，Herrendorf & Valentinyi (2022) 指出尽管在理论上，市场规模效应将使扩张性的服务业等部门获得更多的创新资源，但经济结构转型中的实际却是农业、工业等萎缩性行业的技术进步率更高。第二，消费结构。早期 Zweimüller (2000) 的研究即指出，当消费者有等级偏好时，技术进步才能由创新驱动。后续研究肯定了消费结构对企业创新和经济增长的影响 (Cingano, 2014)。从根本上来看，是因为收入分布决定了需求结构，进而决定了产业发展和宏观经济总量 (Deaton, 2016; Brinca, 2020)。具体的，创新产品率先由高收入家庭的消费推动，再通过示范效应推广到大众市场 (Jorgenson et al., 2016)。综上，学界对收入差距和创新之间的机制判断聚焦在收入、消费的需求和结构之上，但对于商业保险这一医药购买支付方的研究有待拓展。

具体到收入分配与保险发展的关系，无论是否针对美国的研究，学界的主要结论通常是对保险制度对缩小收入差距的积极社会影响的肯定 (王延中等, 2016; Causa et al., 2019; 李实和朱梦冰, 2023)。当然，也有文献利用美国以外的数据论证了其消极影响，Ma et al. (2016) 认为中国新农合制度降低了农村居民支出负担，但加剧了收入不平等。近期，学界开始运用美国之外的数据研究

保险参保对创新的影响,例如,Zhang & Nie (2021)发现中国的新农合制度通过帮助低收入的农村居民支付医药服务,有效刺激了医药市场发展,相关专利申请不断增加。然而,很少有文献专门讨论美国商业保险的相关影响。

综上所述,国内外学界对收入分配和创新的研究已经较为丰富。这为本文提供了理论研究基础和实证研究方法上的参考。不过,现有研究中仍存在可继续拓展的空间。首先,在收入差距影响创新发展的路径研究中,“医药创新”这一研究对象仍不多见,并且鲜有文献将医疗保险的购买与支付作为影响机制进行分析。其次,目前有关收入分配对创新影响的论证中,大多数文献并未明确回答具体在怎样的收入差距水平下,以及怎样的影响机制下,能够促进创新。第三,在收入差距的具体分析中,大多研究只关注到了消费分层、需求结构等对创新带来影响的表象上,而忽视了中等收入群体对技术水平较高的优质产品的购买这一重要因素,因此,对何为创新产品市场规模扩展的抓手这一问题尚无明确的定论。

(二) 理论分析与研究假设

基于现有文献,本文对收入分配和医药创新之间的关系及商业医疗保险的影响机制论述如下:

1. 收入分配对医药创新的影响。收入分配通过社会消费对社会各行业创新产生影响,至于产生何种影响,依据社会不同收入水平和消费能力的群体间结构而不同(Foellmi & Zweimüller, 2017; 安同良和千慧雄, 2014)。在社会消费中,不同群体呈现出多样化的特征。中等收入群体既有消费意愿也有消费能力,相较于高收入群体而言消费倾向更高,消费的增长空间释放的更多。尽管低收入群体的消费倾向比中等收入群体要更加凸显,但囿于消费能力,在社会消费中的贡献十分有限(许永兵, 2022)。因此,即使收入差距较小,但社会整体收入偏低,也不利于社会消费的增加。而在系统总收入一定的情况下,第一,当收入差距保持在合理水平时,中等收入群体的规模和比重不断扩大,消费扩容的主要力量扩充,社会总体需求增加。正如相关研究表明的,如果低收入人群中有20%成为中等收入群体,总消费会提高约8%;如果有50%成为中等收入群体,总消费将会提高21%左右(李实和杨修娜, 2021)。且由于中等收入群体的消费潜力大,对创新型产品和服务的消费需求旺盛,因而具备促进消费升级的功能。正如Weinhold & Nair-Reichert (2009)指出的,中产阶级比重越大,越有利于社会中的产品创新。低收入阶层不能负担起对非生活必需品的消费需求,而高收入阶层则倾向于消费个性化定制的产品,只有中等收入阶层是消费标准化的工业创新产品的主要力量。因此,中等收入群体在社会经济发展中发挥着十分重要的带动消费与推动创新的作用(Murphy et al., 1989; 李金昌等, 2023)。在医药消费上亦如此,中等收入群体对创新药物的需求和消费不断增加,将对创新产品垄断者的药企产生通过高价格获得更高的利润的激励,最终推动药企增加研发投入。第二,当收入差距扩大时,中等收入群体减少,高收入群体和低收入群体的占比增加,居民向收入分配格局中部集聚的效应缺失,支付能力和支付意愿及其增长空间均不及“橄榄型”收入分配格局的情形,消费受到不利影响(Papadopoulos, 2019),那么对创新也是不利的,此时创新药物的市场规模缩小,企业的创新利润减少,也就会相应的减少科研创新投入。第三,应注意的是,中等收入群体也不宜过大,否则说明居民收入过于平均化,此时过小的收入差距将损害经济发展和产业创新必需的竞争与活力。综上所述,收入差距对医药创新的影响经历了先降后升再降的过程,即倒“N”型曲线的走向。当收入差距较大时,高收入和低收入群体多,但中等收入群体比重过低,将对医药创新产生负向影响。随着收入差距降低到一定合理水平,中等收入群体开始

增多，对医药创新将产生积极的促进作用。收入差距继续缩小，那么低水平的平均主义或中等收入群体过大的平均化难以带动消费，进而对医药创新又回到消极影响。据此，本文提出研究假设：

H₁：收入分配与医药创新之间存在非线性的倒“N”型影响关系，当收入差距较大时，将对医药创新产生负向影响。随着收入差距降低到一定合理水平，对医药创新将产生积极的促进作用。收入差距进一步缩小时，对医药创新又回到消极影响。

2. 商业医疗保险的影响机制作用。

(1) 收入差距对商业医疗保险的影响。从多数国家的社会保障体制看，商业医疗保险是社会医疗保险的补充，在政府已经推出了保基本的社会医疗保险之后，商业医疗保险是“锦上添花”，通常消费标准更高因而对购买力有一定要求。收入不平等带来了不同收入阶层的划分，进而形成了一定的消费结构。从消费结构来看，中等收入群体应是商业医疗保险的消费主力。这是因为，商业医疗保险属于相对较高水平的消费品，对低收入群体的医疗保险需求和支付能力匹配度不高，中高收入群体的有效需求在此释放（何文炯，2013；Catalina & Crystal，2021）。不过，高收入群体对商业医疗保险的消费水平距离其消费意愿上限的空间并不大，并且随着收入差距的扩大，由于高收入群体希望通过减少消费增加储蓄从而保住社会地位等原因，高收入群体的贡献将一定程度上受限（Drechsel-Grau & Schmid，2014；纪园园和宁磊，2020）。由此看来，收入差距对商业医疗保险的影响亦是非线性的。在收入差距较大的情形下，收入阶层分化严重，中等收入群体比重萎缩，处于收入分布顶端人群的收入增速较快，而底端和中端人群的收入增速较慢，无法带动对商业医疗保险的消费。随着收入差距扩大到一定水平，中等收入群体的比重和规模扩大，其对商业医疗保险的消费能够为该行业发展提供强大且稳定的保障，推动商业医疗保险发展。当收入差距继续缩小时，中等收入群体过于平均化导致消费结构较为单一，这对商业医疗保险的市场扩容是不利的。因此，收入差距对商业医疗保险发展的影响也依据中等收入群体比重的变化而呈现出先降后升再降的倒“N”型发展趋势。

(2) 商业医疗保险对医药创新的影响。Aoki et al. (2002) 在 Schmoockler (1966) 研究的基础上，建立了一个基于逻辑恩格尔曲线的增长模型，进一步证明了“需求引致创新”的结论。Daron & Joshua (2004) 将这一理论引入到医药行业的研究中，证明了市场规模扩大对新药发明的积极影响。进一步的，市场规模扩大的本质是保险等购买支付力量的不断壮大，Blume-Kohout et al. (2015)、Dubois et al. (2015) 运用保险的外生冲击模拟自然实验充分证明了保险对医药创新的直接影响。创新药物通常用于治疗技术要求较高的“疑难杂症”，研发投入大，回报期长，这就要求较高的支付水平，对应的则是商业医疗保险而非保基本的社会医疗保险。一言概之，商业医疗保险支持下的高水平药物需求引致了该领域产品的创新。结合以上对“收入差距对商业医疗保险的影响”和“商业医疗保险对医药创新的影响”的分析，本文提出研究假设：

H₂：在收入差距影响医药创新的路径中，商业医疗保险的发展是影响机制之一，并且收入差距对商业医疗保险发展的影响也呈现出先降后升再降的倒“N”型发展趋势。

3. 收入差距对医药创新的影响在收入差距水平上存在门槛。如前所述，在不同的收入差距水平下，医药创新所受影响的方向不同，在这一倒“N”型曲线中，经历了先降后升再降的过程，即随着中等收入群体过少—合理水平—过多且平均化或过少的变化，收入差距对医药创新产生抑制—促进—抑制的作用，收入差距对医药创新的影响在收入差距水平上存在的门槛即为中等收入群体的比重增加或减少的门槛。具体的，收入差距水平较高时，对医药创新为负向影响；当收入差距

水平降低、中等收入群体比重发展到合理水平时，此时经过第一个门槛，跨过门槛后的影响为正向影响；随着收入差距水平继续降低，将经过第二个门槛，中等收入群体比重开始缩减，影响也随之转为负向。不同地区在不同的收入差距水平的发展阶段，有可能只经历了第一个门槛，亦有可能已经经历了第二个门槛。本文运用美国的数据进行分析所得的门槛数量也有待验证。据此，本文提出研究假设：

H₃：收入差距对医药创新的影响，在不同的收入差距水平上存在一个或两个门槛。

同理，收入差距对商业医疗保险的影响在收入差距水平上也存在门槛。当收入差距水平较高时，对商业医疗保险为负向影响；当收入差距水平降低、中等收入群体比重发展到合理水平时，此时经过第一个门槛，跨过门槛后的影响为正向影响；随着收入差距水平继续降低，将经过第二个门槛，中等收入群体比重开始缩减，影响也转成负向影响。据此，本文提出研究假设：

H₄：收入差距对商业医疗保险的影响，在不同的收入差距水平上存在一个或两个门槛。

三、研究设计

（一）模型设计

为了检验收入差距对医药创新的影响，待检验模型设定为：

$$rd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ii_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型（1）中， $rd_{i,t}$ 是各地区医药企业创新投入的变量， $ii_{i,t}$ 代表各地区的收入差距水平。 $X_{i,t}$ 是多个控制变量构成的向量。系数 α_1 表示收入差距对医药创新的影响。

在商业医疗保险这一影响机制的检验程序中，参考 Dell（2010）、江艇（2022）等对中介变量内生性问题的处理方法，本文仅将通过实证检验证明收入差距对商业医疗保险的影响，而商业医疗保险和医药创新之间的因果关系在理论上比较直观，先行文献已进行了较为详细的探讨，故不再进行重复验证。因此，待检验模型设定为：

$$pr_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 ii_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， $pr_{i,t}$ 是各地区商业医疗保险的变量。系数 β_1 表示了收入差距对商业医疗保险的影响。

进一步地，为了验证在不同收入差距水平下，收入差距对医药创新、商业医疗保险产生的不同程度的影响，设定以下门槛效应模型：

假设存在一个门槛的情形：

$$rd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ii_{i,t} (ii_{i,t} \leq \gamma_1) + \alpha_2 ii_{i,t} (ii_{i,t} > \gamma_1) + \alpha_3 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$pr_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_{11} ii_{i,t} (ii_{i,t} \leq \gamma_2) + \alpha_{22} ii_{i,t} (ii_{i,t} > \gamma_2) + \alpha_{33} X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

在模型（3）中， γ_1 代表收入差距的门槛值，门槛值将不同地区划分成两类， α_1 、 α_2 分别代表在不同的收入差距水平下，收入差距对医药创新的影响。在模型（4）中， γ_2 代表收入差距水平的门槛值，门槛值将不同地区划分成两类， α_{11} 、 α_{22} 分别代表在不同的收入差距水平下，收入差距对商业医疗保险发展的影响。

假设存在两个门槛的情形：

$$rd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ii_{i,t} (ii_{i,t} \leq \gamma_1) + \alpha_2 ii_{i,t} (\gamma_1 < ii_{i,t} \leq \gamma_2) + \alpha_3 ii_{i,t} (ii_{i,t} > \gamma_2) + \alpha_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$pr_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_{11} ii_{i,t} (ii_{i,t} \leq \gamma_3) + \alpha_{22} ii_{i,t} (\gamma_3 < ii_{i,t} \leq \gamma_4) + \alpha_{33} ii_{i,t} (ii_{i,t} > \gamma_4) + \alpha_{44} X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

在模型(5)中, γ_1 、 γ_2 分别代表收入差距的两个门槛值, 两个门槛值将不同地区划分成三类, α_1 、 α_2 、 α_3 分别代表在不同的收入差距水平下, 收入差距对医药创新的影响。在模型(6)中, γ_3 、 γ_4 分别代表收入差距的两个门槛值, 两个门槛值将不同地区划分成三类, α_{11} 、 α_{22} 、 α_{33} 分别代表在不同的收入差距水平下, 收入差距对商业医疗保险发展的影响。

(二) 样本选择和数据来源

本文以美国的收入差距、商业医疗保险和医药创新作为研究对象, 数据来源于 Bloomberg 数据库和美国网站公开数据, 覆盖 50 个州和华盛顿哥伦比亚特区。其中, 收入差距的数据来自美国圣路易斯联邦储备银行(Federal Reserve Bank of St. Louis)网站, 采用经济数据(Economic Data)类目中公布的“收入差距”(Income Inequity)指标, 覆盖 51 个地区。商业医疗保险数据来自美国保险监督委员会(National Association of Insurance Commissioners, NAIC)网站, 该网站自 2005 年开始发布《医疗保险年度数据统计集》(Statistical Complication of Annual Statement Information for Health Insurance), 本文在此报告中提取了医疗保险业务的赔付额。在 Bloomberg 数据库中, 选取制药生物科技和生命科学(Pharmaceuticals Biotechnology & Life Sciences)类企业的研发费用数据体现医药产业创新, 数据库中共对 640 家该类企业进行了统计。因最早的收入差距数据始于 2013 年, 商业保险公司赔付支出数据更新至 2020 年, 所以 51 个地区的面板数据的时间范围为 2013—2020 年。

(三) 变量定义与描述

1. 收入差距。先行文献中通常运用基尼系数或人口加权变异系数分解方法来考察一个地区或一个行业内部的差距水平(刘学良等, 2022; 韩雷等, 2023)。考虑到数据的公开程度, 以及面板数据所需的横截面宽度和时间范畴长度的适宜性, 本文采用美国圣路易斯联邦储备银行网站披露的美国各个县的“Income Inequity”指标, 该网站对这一指标的定义是:“将某一县内的人群按照收入五等分, 收入最少的 1/5 群体与收入最多 1/5 群体的收入平均值之比”, 将各州内所有县的收入差距值求中位数作为该州收入差距值。比值越小, 代表该县居民间的收入差距越大, 反之代表收入差距越小。为方便计算, 在此取 Income Inequity 指标的倒数代替原指标, 即数值越大, 代表该地区居民间的收入差距越大。

2. 医药创新。先行文献中通常采用企业申请专利数量和 R&D 投入作为医药创新的衡量指标(朱恒鹏, 2006; 姚东旻等, 2017)。根据美国企业的数据可获得性, 本文采用药企每年的研发投入进行指代。Bloomberg 数据库对制药行业(Pharmaceutical and Medicine Manufacturing)上市公司财报中的研发投入(Research & Development Expenses)进行了披露, 变量构造方法为各地区医药企业研发投入的加总。

3. 商业医疗保险。采用美国 NAIC 的历年《医疗保险年度数据统计集》中, 各州商业医疗保险公司的医保赔付额作为衡量商业医疗保险发展水平的指标。医保赔付额的绝对值越大, 代表商业保险发展水平越高。变量构造方法为各地区各家商保公司的医保赔付额的加总。

4. 控制变量。在有关企业创新的研究中, 影响因素运用较多的包括该地区的社会经济发展水平、消费刺激、人力资本、税收补贴等方面(刘秉镰等, 2013; 方晓晖等, 2023)。因此, 本文选择实际人均 GDP 来反映来自社会经济发展总体背景的影响, 人均个人消费支出、区域购买力平价反映消费、物价和支付水平对医药行业创新的影响, 职工平均工资和教育培训投入反映来自人力资本的影响, 对医药企业的税收补贴反映来自税收补贴的影响。同时, 考虑政府办的社会医疗保险对

医疗支出的赔付也将对医药领域的创新投入产生一定影响，因而选择各地区社会医疗保险作为控制变量之一。如表1所示。为避免异方差影响和量纲的影响，对医药创新投入额、商业医疗保险赔付额等变量进行对数化处理。

表1 变量说明及描述性统计

变量	变量定义	变量构造方法	样本量	均值	标准误差	最小值	最大值
因变量	医药创新	医药企业创新投入总额的对数	336	4.603	3.069	0	21.19
自变量	收入差距	收入最多的1/5群体与收入最少的1/5群体的收入平均值的倍数	408	7.707	1.167	2.295	10.27
机制变量	商业医疗保险	商业医疗保险公司赔付总额的对数	408	15.51	1.070	11.82	17.65
控制变量	经济增长	实际人均GDP的对数	408	10.84	0.257	10.41	12.11
	个人消费	人均个人消费支出的对数	408	10.50	0.162	10.13	11.01
	物价	区域购买力平价	408	97.52	8.470	85.70	119.2
	人力资本	职工平均工资的对数	408	10.66	0.177	9.920	11.02
	教育投入	教育和培训中政府资助的支出的对数	408	4.781	1.234	1.968	7.666
	个人收入	个人人均收入的对数	408	10.43	0.361	9.508	11.28
	社会医疗保险	社会医疗保险的赔付额的对数	408	2.487	1.068	0.214	5.073
	税收补贴	税收补贴总额的对数	408	4.680	1.741	-0.832	7.741

四、实证结果与分析

(一) 基准回归与影响机制分析

1. 收入差距对医药创新的影响。首先，对收入差距对医药创新的影响进行检验。本文采用最小二乘法对面板数据模型进行经验估计，同时，根据 Hausman 检验选择固定效应模型，考虑到遗漏变量会给模型带来错误的估计，对模型进行了遗漏变量检验，发现 F 值均通过检验。在表 2 中，第 (1) 列的回归结果显示，收入差距的系数为 -1.148 6，并且在 1% 水平下显著，表明收入差距对医药创新存在显著影响。第 (2) 列在此基础上加入了一系列控制变量；为控制随时间和地区变化的不可观测的影响。第 (3) 列还加入了时间和地区固定效应，结果表明，收入差距的系数分别为 -1.000 0、-0.987 4，且均在 1% 水平下显著。这部分证明了研究假设 H₁。至于影响方向的变化，需要下文中的门槛效应继续进行检验。

表2 基准回归结果

医药创新	(1)	(2)	(3)
收入差距	-1.148 6*** (-5.47)	-1.000 0*** (-4.26)	-0.987 4*** (-4.14)
经济增长		-19.018 0*** (-5.08)	-11.678 8*** (-3.01)
个人消费		-15.549 0*** (-2.71)	-9.585 3 (-1.27)
物价		-0.170 8 (-1.44)	-0.051 5 (-0.45)
人力资本		6.175 8 (1.42)	6.564 6 (1.54)
教育投入		5.151 8** (2.23)	-2.895 5 (-0.85)

续表

医药创新	(1)	(2)	(3)
个人收入		10.041 7** (2.42)	5.881 8 (1.28)
社会医疗保险		1.649 4 (0.92)	2.839 1* (1.68)
税收补贴		-0.583 6 (-1.22)	0.134 4 (0.29)
时间固定效应	未控制	未控制	控制
地区固定效应	未控制	未控制	控制
常数项	13.417 0*** (8.32)	200.237 1*** (4.54)	297.727 8*** (4.06)
R ²	0.093	0.239	0.413
样本量	336	336	336

注：括号内报告的为t统计量，***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平下显著。

2. 商业医疗保险的影响机制作用。如前所述，先行文献已对商业医疗保险和医药创新之间的因果关系进行了详细的论证。在此基础上，本文仅对收入差距对商业医疗保险发展的影响进行实证检验，回归结果如表3所示。模型（1）代表收入差距对商业医疗保险发展影响的基准回归结果，模型（2）中加入了控制变量和固定效应的影响。在模型（1）中，收入差距的系数为0.069 6，并且在10%水平下显著。在模型（2）中，收入差距的系数为0.073 4，显著水平不变。这表明收入差距的产生促进了商业医疗保险的发展，但影响方向的变化需要通过下面的门槛机制检验进行分析。结合前文商业医疗保险对医药创新的因果关系的论证，可以得到，在收入差距影响医药创新的路径中，商业医疗保险的发展是影响机制之一。这与研究假设H₂一致。

表3 影响机制检验结果

医药创新	(1)	(2)
收入差距	0.069 6* (1.74)	0.073 4* (1.85)
控制变量	未控制	控制
时间固定效应	未控制	控制
地区固定效应	未控制	控制
常数项	-8.492 7 (-0.50)	1.303 2 (0.08)
R ²	0.365	0.379
样本量	408	408

注：括号内报告的为t统计量，***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平下显著。

（二）门槛效应回归及分析

为进一步了解在不同的收入差距水平下收入差距对医药创新和商业医疗保险的影响，本文通过门槛效应模型对其具体影响进行进一步的实证检验。门槛效应模型分为两个回归，一是检验在不同的收入差距水平下，收入差距对医药创新的影响（记为回归I）；二是检验在不同的收入差距水平下，收入差距对商业医疗保险的影响（记为回归II）。回归结果如表4所示。在回归I中，在收入差距对医药创新的影响中，双重门槛检验中的P值为0.000 0，表明拒绝原假设，即存在两个门槛。两个门槛值分别为5.707 1、5.844 5，即根据收入差距指数将不同地区分为三类：收入差距指

数在 5.7071 以下的地区, 介于 5.7071 和 5.8445 之间的地区, 大于 5.8445 的地区。这说明, 收入分配与医药创新之间存在着非线性倒“N”型的影响关系, 进一步证明了研究假设 H₁, 也证明了研究假设 H₃, 得到了存在两个门槛的具体值。在回归 II 中, 门槛检验结果也表明存在两个门槛。两个门槛值分别为 6.5886、7.0033, 即根据收入差距指数将不同地区分为三类: 收入差距指数在 6.5886 以下的地区, 介于 6.5886 和 7.0033 之间的地区, 大于 7.0033 的地区。这说明, 收入分配与商业医疗保险之间存在着非线性倒“N”型的影响关系, 也证明了研究假设 H₄, 得到了存在两个门槛的具体值。

表 4 门槛效应检验

	因变量	门槛类型	F 值	P 值	临界值			门槛值
					10%	5%	1%	
回归 I	医药创新	单一门槛	110.62	0.000 0	30.336 2	37.748 3	53.490 8	5.707 1
		双重门槛	71.33	0.000 0	26.064 6	33.245 2	48.702 9	5.844 5
回归 II	商业医疗保险	单一门槛	188.67	0.000 0	19.312 2	20.962 5	30.831 0	6.588 6
		双重门槛	187.84	0.000 0	19.205 1	21.767 0	31.918 8	7.003 3

接着分别就回归 I 和回归 II 进行门槛回归检验, 结果如表 5 所示。当收入差距指数低于 5.7071 时, 收入差距指数的回归系数为-0.4443, 且在 10%的水平下显著, 说明对医药创新产生负向影响; 当收入差距指数介于 5.7071 和 5.8445 之间时, 收入差距指数的回归系数由负转正, 为 0.6499, 且在 1%的水平下显著, 说明一定的收入差距对医药创新发展转向正向影响; 但当收入差距指数大于 5.8445 时, 收入差距的回归系数由正转负, 为-0.4527, 且在 5%的水平下显著, 说明对医药创新转向负向影响。也就是说, 收入差距与医药创新之间存在的非线性关系为倒“N”型曲线。并且, 收入差距对医药创新的影响受收入差距水平的影响。过大的收入差距仍会对医药创新发展产生显著的抑制作用; 随着收入差距降低到合理水平, 其影响转为促进作用; 当收入差距水平降低到合理水平之下时, 收入差距对医药创新发展将产生显著的抑制作用。这与研究假设 H₁ 一致。这一结果还能从医药创新的角度来确定收入差距的合理水平。收入最多的 1/5 群体与收入最少的 1/5 群体的收入平均值的倍数在 5.7071 和 5.8445 之间时, 收入差距处于合理水平, 收入分配能够对医药创新起到积极的促进作用; 当这一倍数小于 5.7071 或大于 5.8445 时, 意味着收入差距过小或过大, 将对医药创新产生不利影响。

门槛回归 II 列示了不同收入差距水平下收入差距对商业医疗保险的影响。当收入差距指数低于 6.5886 时, 收入差距指数的回归系数为-0.0522, 且在 1%的水平下显著, 说明对商业医疗保险为负向影响; 当收入差距指数介于 6.5886 和 7.0033 之间时, 收入差距指数的回归系数由负转正, 为 0.0089, 且在 1%的水平下显著, 说明一定的收入差距水平下, 对商业医疗保险转向正向影响; 当收入差距指数大于 7.0033 时, 收入差距的回归系数由正转负, 为-0.0455, 且在 1%的水平下显著, 说明对商业医疗保险转向负向影响。也就是说, 收入差距与商业医疗保险之间存在的非线性关系为倒“N”型曲线, 并且, 收入差距对商业医疗保险的影响受收入差距水平的影响。过大的收入差距会对商业医疗保险发展产生显著的抑制作用; 随着收入差距降低到合理水平, 转为促进作用; 当收入差距水平进一步降低时, 收入差距对商业医疗保险将重回负向影响。进一步验证了研究假设 H₂。从门槛值来看, 和回归 I 中的较为接近, 两条倒“N”型曲线基本为平行, 回归 II 中的低门槛值和高门槛值分别大于回归 I 中对应的两个门槛值, 说明回归 II 中的曲线更早经过两个拐点, 即收

入差距下降先影响到商业医疗保险发展的走向,再波及到医药创新,这和前文论述的逻辑也是一致的。

表 5 门槛效应模型回归结果

变量名称	回归I		回归II	
	系数	T 值	系数	T 值
收入差距 ($ii \leq \gamma_1$)	-0.444 3*	(-1.77)		
收入差距 ($\gamma_1 < ii \leq \gamma_2$)	0.649 9***	(2.83)		
收入差距 ($ii > \gamma_2$)	-0.452 7**	(-2.33)		
收入差距 ($ii \leq \gamma_3$)			-0.052 2***	(-25.39)
收入差距 ($\gamma_3 < ii \leq \gamma_4$)			0.008 9***	(5.88)
收入差距 ($ii > \gamma_4$)			-0.045 5***	(-24.80)
控制变量	控制		控制	
常数项	142.459 8**	(2.16)	-12.596 7***	(-17.93)
门槛 1	5.707 1[5.575 3, 5.981 4]		6.588 6[6.538 7, 6.616 2]	
门槛 2	5.844 5[3.552 8, 5.845 9]		7.003 3[6.987 3, 7.018 0]	
Adj R ²	0.446		0.808	
样本量	336		408	

注：括号内报告的为 t 统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著。

(三) 稳健性检验

1. 其他表征方法的检验。本文用“人均医药创新投入”代替基准回归中的“医药创新投入”，代表被解释变量医药创新。这里的“人均医药创新投入”指历年各州医药企业创新投入总额与当地人口的比值，人口数据来自美国经济分析局 (Bureau of Economic Analysis, BEA) 网站。采用新指标进行影响机制的实证检验，回归结果如表 6 所示。控制变量包括前文回归中的各个控制变量。

解释变量收入差距的系数符号和显著性水平与基准回归中的结果保持一致，没有发生显著变化，这反映了各变量之间较强的独立性，模型对不同变量来说是稳健的。因此，前文所得估计结果的稳健性较好。

表 6 基于人均医药创新投入的基准回归检验结果

医药创新	(1)	(2)	(3)
收入差距	-0.804 9*** (-5.86)	-0.807 4*** (-5.81)	-0.811 1*** (-5.91)
控制变量	未控制	控制	控制
时间固定效应	未控制	未控制	控制
地区固定效应	未控制	未控制	控制
常数项	144.069 9*** (5.48)	209.755 9*** (4.36)	179.021 0*** (3.60)
R ²	0.336	0.354	0.362
样本量	336	336	332

注：括号内报告的为 t 统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著水平下显著。

2. 剔除部分样本的检验。美国各地区的医药企业聚集程度不同，在医药企业数量多、规模大的地区，医药创新水平有可能更高，也就将一定程度上影响本文所得结论。为避免这一因素的干扰，本文采用剔除部分样本的方式进行稳健性检验。根据 Bloomberg 数据库对医药企业的统计，主要聚集在波士顿—剑桥地区、旧金山湾区、新泽西州、圣地亚哥市、华盛顿大都会区。因此，剔除了以

上城市和地区所在的加利福尼亚州、马里兰州、马萨诸塞州、新泽西州的样本数据，进行门槛效应检验，结果如表7所示。P值均拒绝了原假设，即存在两个门槛，与前文中全样本条件下所得结论一致，且门槛值与前文结论一致。

表7 部分样本条件下的门槛效应检验结果

门槛变量	门槛类型	F值	P值	临界值			门槛值
				10%	5%	1%	
收入差距	单一门槛	98.72	0.000 0	30.687 6	40.311 5	65.451 3	5.707 1
	双重门槛	67.25	0.003 3	28.622 8	36.517 0	48.273 2	5.844 5

同样地，在得到门槛值的基础上，进行门槛回归，结果如表8所示。在根据门槛值划分的区间内，因变量收入差距的系数符号和显著性水平均与前文回归结果保持一致，说明前文中所构建模型及所得估计结果的稳健性较好。

表8 部分样本条件下的门槛效应模型回归结果

变量	系数	T值
收入差距 ($ii \leq \gamma_1$)	-0.442 0*	(-1.67)
收入差距 ($\gamma_1 < ii \leq \gamma_2$)	0.662 8***	(2.74)
收入差距 ($ii > \gamma_2$)	-0.432 6**	(-2.12)
控制变量	控制	
常数项	174.047 3**	(2.44)
门槛1	5.707 1[5.575 3,5.799 7]	
门槛2	5.844 5[4.679 7,5.845 9]	
Adj R ²	0.452	
样本量	304	

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著水平下显著。

3. 加入工具变量的检验。尽管本文采用带有固定效应的阈值模型进行估计，在一定程度上控制影响医药创新的不随时间变动或在短期内不随时间变动的因素，例如不同地区的自然资源、文化观念等，但这一结果并不能严谨地判断是收入差距的扩大促进了医药创新的发展，还是医药创新扩大了收入差距，即可能存在反向因果的问题。因此，本文运用工具变量的两步回归法弱化内生性问题。参考Chong et al. (2013)、李春涛等(2020)的实证研究策略，本文将与本地区接壤的各地区的收入差距指数的平均值作为该变量的工具变量。一方面，邻近的地区通常具有相似的社会经济发展水平，收入差距水平相近，一地区的收入差距受所在区域普遍情况的影响，因而满足工具变量的相关性条件。另一方面，由于商业医疗保险具有一定的地区分割性，邻近地区的收入差距难以通过商业医保影响本地的医药创新，因而满足工具变量的外生性条件。

首先用收入差距指数的平均值对收入差距指数进行回归，再将回归的预测值生成新的自变量进行门槛效应回归。回归结果如表9所示。当收入差距水平较低时，收入差距扩大对医药创新为抑制作用，而当收入差距水平高于特定值时，可以对医药创新产生显著的促进作用，但随着收入差距的进一步加大，这一效应又重回负向影响。稳健性检验中门槛效应模型的回归结果与前文中结论一致，说明在考虑了可能存在的内生性偏误的条件下，前文的实证结果依然是稳健的。

表 9 门槛效应的稳健性检验结果

变量	系数	T 值
收入差距 ($ii \leq \gamma_1$)	-0.586 6**	(-2.40)
收入差距 ($\gamma_1 < ii \leq \gamma_2$)	0.649 5***	(2.80)
收入差距 ($ii > \gamma_2$)	-0.494 9**	(-2.56)
控制变量	控制	
常数项	184.753 8***	(2.81)
门槛 1	6.014 8[5.865 7,6.320 5]	
门槛 2	6.129 4[3.781 8,6.134 3]	
Adj R ²	0.440	
样本量	336	

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。

4. 动态面板门槛效应模型的检验。参考既有研究中进一步解决面板门槛模型中的内生性问题的做法 (Kremer et al., 2013; 邱栋桦, 2015), 本文运用动态面板门槛效应模型 (DPTEM), 以识别非线性的因果关系和非对称效应。动态面板门槛效应模型设定为:

$$rd_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ii_{i,t} (ii_{i,t} \leq \gamma_1) + \alpha_2 ii_{i,t} (ii_{i,t} > \gamma_1) + \alpha_3 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中, γ_1 为收入差距的门槛值, α_1 、 α_2 分别为低区置 (below_thres) 和高区置 (above_thres) 区间的回归参数。

表 10 为动态面板门槛效应模型回归结果。收入差距的门槛值为 7.566 6, 与表 4 中门槛效应模型基准回归的结果相近。在低区置和高区置内, 收入差距的回归系数分别为 -5.513 8、-4.719 0, 证明随着收入差距扩大, 其对医药创新的负向影响不断缩减。以上结论和基准回归的结果较为一致。

表 10 动态面板门槛效应模型回归结果

变量	低区置	高区置
收入差距	-5.513 8 (-1.38)	-4.719 0 (-1.27)
控制变量	控制	
常数项	854.468 4* (1.80)	
门槛	7.566 6[6.308 8,8.987 9]	
样本量	336	

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著水平下显著。

五、结论与讨论

(一) 研究结论与不足

本文以美国的收入差距、商业医疗保险和医药创新作为研究对象, 通过理论和实证分析, 验证了一定水平的收入差距能够促进商业医疗保险发展, 进而助推医药创新, 旨在能够为我国商业医疗保险市场扩面和医药创新发展提供经验借鉴。本文以 2013—2020 年美国 51 个州和地区为研究样本, 进行了影响机制程序检验和门槛效应模型检验, 所得研究结论如下:

第一, 收入差距与医药创新之间存在非线性关系为倒“N”型曲线, 经历了先降后升再降的过程。当收入差距较大时, 高收入和低收入群体多, 但中等收入群体比重过低, 将对医药创新产生负向影响。随着收入差距降低到一定合理水平, 中等收入群体开始增多, 对医药创新将产生积极的促进作用。收入差距继续缩小, 那么低水平的平均主义或中等收入群体过大的平均化难以带动消费,

进而对医药创新又回到消极影响。

第二,在收入差距影响医药创新的路径中,商业医疗保险的发展是影响机制之一,收入差距会通过商业医疗保险影响医药创新发展,这主要由于收入差距对商业医疗保险的影响也呈倒“N”型曲线。在收入差距较大的情形下,收入阶层分化严重,中等收入群体比重萎缩,处于收入分布顶端人群的收入增速较快,而底端和中端人群的收入增速较慢,无法带动对商业医疗保险的消费。随着收入差距缩小到一定水平,中等收入群体的比重和规模扩大,其对商业医疗保险的消费能够为该行业发展提供强大且稳定的保障,推动商业医疗保险发展。当收入差距继续缩小时,中等收入群体过于平均化导致消费结构较为单一,这对商业医疗保险的市场扩容是不利的。

第三,收入差距对医药创新的影响受收入差距水平的影响,表现为门槛效应。收入差距水平较高时,对医药创新为负向影响;当收入差距水平降低、中等收入群体比重发展到合理水平时,此时经过第一个门槛,跨过门槛后的影响为正向影响;随着收入差距水平继续降低,将经过第二个门槛,中等收入群体比重开始缩减,影响也转成负向影响。收入最多的1/5群体与收入最少的1/5群体的收入平均值的倍数在5.7071和5.8445之间时,收入差距处于合理水平,收入分配能够对医药创新起到积极的促进作用;当这一倍数小于5.7071或大于5.8445时,收入差距过小或过大,将对医药创新产生不利影响。本文还验证了收入差距对商业医疗保险的影响也存在着相似的两个门槛,从门槛值来看,两条倒“N”型曲线基本平行,商业医疗保险的曲线更早地经过两个拐点,即收入差距下降先影响到商业医疗保险发展的走向,再波及到医药创新。

当然,本文研究仍存在一些不足。本文的数据采集以行政单位意义上的州为单位,但事实上医疗保险受益人所购买的医药等未必全部来自本州或地区的医药企业,因而也可能影响其他州或地区甚至全国范围的医药创新。该问题在进行粗略计算的基础上,我们发现并不影响本文结论及研究意义。限于篇幅,本文未将这一影响加入实证研究中,该假设将在相关研究中进行计量估计。

(二) 政策启示

第一,以合理的收入分配格局推动医药创新,警惕收入差距过大的不利影响。从美国经验可知,合理的收入差距水平是刺激消费和促进消费升级的重要动力。当前我国正处于收入分配格局形成期,应抓住当前的收入分配格局为医药创新发展带来的机遇。在实现共同富裕的大背景下,逐步缩小收入差距的进程中,我们应意识到医药创新应聚焦到释放中等收入群体的有效需求之上。收入分配改革中的“提低”和“扩中”策略能够有效地培育创新产品的市场规模,因而更有利于医药创新水平的提升。同时,参考美国经验可以看出,收入差距过大将导致中等收入群体规模萎缩,进而降低医药创新水平。当前我国和美国的收入差距水平较为接近,因此,我国应警惕收入差距扩大,规避由此对医药创新等方面带来的消极影响。综上,未来我国应合理调节过高收入,努力提高过低收入,最终形成合理有序的收入分配格局,并发挥居民收入提高对医药创新所带来的需求扩大效应。

第二,鼓励支持商业医疗保险发展,将商业医疗保险对中等收入群体的赔付作为医药产业创新的支撑。一定水平的收入差距能够通过影响有效需求进而带动产品创新,这一有效需求需要寻求必要的制度或机制实现,就医药行业而言,这一机制可以是商业保险制度。只有进一步发展壮大商业医疗保险市场,才能通过有效需求带动医药创新。发展商业医疗保险的前提是合理划分社保和商保的保障水平层次,商业医疗保险的定位应是保障社会医疗保险无法支付的医药需求。未来应着眼于社保之外的中等收入群体的多样化、高水平的保险需求,商业保险公司应开发与消费升级相对应的、针对重特大疾病的保险产品,形成对创新药物的有效需求。从“需求引致创新”的视角出发构建商业医疗保险这一机制,还应以提高中等收入居民的支付能力与支付水平为抓手,才能扩展创新产品的市场规模。

参考文献

- [1] 安同良, 千慧雄. 中国居民收入差距变化对企业产品创新的影响机制研究[J]. 经济研究, 2014年第9期, 第62-76页。
- [2] 方晓晖, 耿伟栋, 袁野. 知识产权保护、人力资本与企业创新[J]. 产业经济评论, 2023年第5期, 第126-141页。
- [3] 韩雷, 冯彤, 张诗涵. 市场化改革与共同富裕——基于企业间工资差距视角[J]. 产业经济评论, 2023年第2期, 第116-133页。
- [4] 何文炯. 社会保险与商业保险在医疗保障体系中互促共进[J]. 中国医疗保险, 2013年第10期, 第23-26页。
- [5] 纪园园, 宁磊. 收入差距对消费升级的区域差异性研究[J]. 社会科学, 2020年第10期, 第53-66页。
- [6] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022年第5期, 第100-120页。
- [7] 李春涛, 闫续文, 宋敏, 杨威. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020年第1期, 第81-98页。
- [8] 李金昌, 任志远, 陈宜治. 扩大中等收入群体的内在逻辑与路径选择——基于国际经验与中国实践的定量分析[J]. 统计研究, 2023年第7期, 第3-16页。
- [9] 李实, 杨修娜. 中国中等收入人群到底有多少? [EB/OL], <https://finance.sina.com.cn/review/jcgc/2021-04-30/doc-ikmyaawc2661659.shtml>, 2021-04-30。
- [10] 李实, 朱梦冰. 中国社会保障制度的收入再分配效应: 一些新发现[J]. 社会保障评论, 2023年第1期, 第46-62页。
- [11] 刘秉镰, 徐锋, 李兰冰. 中国医药制造业创新效率评价与要素效率解构[J]. 管理世界, 2013年第2期, 第169-171页。
- [12] 刘学良, 续继, 宋炳妮. 中国区域发展不平衡的历史动态、表现和成因——东西差距和南北差距的视角[J]. 产业经济评论, 2022年第2期, 第152-167页。
- [13] 王延中, 龙玉其, 江翠萍, 徐强. 中国社会保障收入再分配效应研究——以社会保险为例[J]. 经济研究, 2016年第2期, 第4-15+41页。
- [14] 许永兵. 扩大中等收入群体: 实现共同富裕的重要路径[J]. 河北经贸大学学报, 2022年第3期, 第34-41页。
- [15] 杨修娜, 别雍·古斯塔夫森, 史泰丽. 发达国家标准下我国中等收入群体规模及成长路径[J]. 经济理论与经济管理, 2023年第7期, 第60-73页。
- [16] 姚东旻, 宁静, 韦诗言. 老龄化如何影响科技创新[J]. 世界经济, 2017年第4期, 第105-128页。
- [17] 朱恒鹏. 企业规模、市场力量与民营企业创新行为[J]. 世界经济, 2006年第12期, 第41-52+96页。
- [18] Acemoglu, D., U. Akcigit, and H. Alp, et al., “Innovation, Reallocation, and Growth”, *American Economic Review*, 2018, 108 (11), 3450-3491.
- [19] Aghion, P., A. Dechezleprêtre, and D. Hémous, et al., “Carbon Taxes, Path Dependency, and Directed Technical Change: Evidence from the Auto Industry”, *Journal of Political Economy*, 2016, 124 (1), 1-51.
- [20] Aoki, M., and H. Yoshikawa, “Demand Saturation-creation and Economic Growth”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2002, 48 (2), 127-154.
- [21] Bertrand, M., and A. Morse, “Trickle-Down Consumption”, *Social Science Electronic Publishing*, 2016, 98 (5), 863-879.
- [22] Blume-Kohout, M. E., K. B. Kumar., and N. Sood, “University R&D Funding Strategies in a Changing Federal Funding Environment”, *Science & Public Policy*, 2015, 42 (3), 355-368.
- [23] Boppart, T., “Structural Change and The Kaldor Facts in A Growth Modle with Relative Price Effects and Non-Gorman Preferences”, *Econometrica*, 2014, 82 (6), 2167-2196.
- [24] Brinca, P., “Modern Macroeconomics and Heterogeneity”, *Notas Economicas*, 2020, (58), 7-20.
- [25] Catalina, A., and Z. Crystal, “The determinants of Immigrant Health Insurance in the United States: Understanding the

- Role of Health Care in Origin Societies”, *Health Economics*, 2021, 30 (6), 1498-1516.
- [26] Causa, O., J. Browne, and A. Vindics, “Income Redistribution across OECD Countries: Main findings and Policy Implications”, *OECD Economic Policy Papers*, 2019.
- [27] Chong, T. T., L. Lu, and S. Ongena, “Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-sized Enterprises? Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (9), 3412-3424.
- [28] Cingano, F., “Trends in Income Inequality and Its Impact on Economic Growth”, OECD Social, Employment and Migration Working Paper, 2014.
- [29] Comin, D., D. Lashkari, and M. Mestieri, “Structural Change with Long-run Income and Price Effects”, *Econometrica*, 2021, 89 (1), 311-374.
- [30] Dahlander, L., and D. M. Gann, “How Open is innovation? “, *Research Policy*, 2010, 39 (6), 699-709.
- [31] Daron, A., J. Simon, and A. R. James, “The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation”, *American Economic Review*, 2001, 91 (5), 1369-1401.
- [32] Deaton, A., “Measuring and Understanding Behavior, Welfare, and Poverty”, *American Economic Review*, 2016, 106 (6), 1221-1243.
- [33] Dell, M., “The Persistent Effects of Perus Mining Mita”, *SSRN Electronic Journal*, 2010, 78 (6), 1863-1903.
- [34] Drechsel-Grau, M., and K. D. Schmid, “Consumption–savings Decisions under Upward-looking Comparisons”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2014, 106 (10), 254-268.
- [35] Dubois, P., M. O. De, and M. F. Scott, et al., “Market Size and Pharmaceutical Innovation”, *The RAND Journal of Economics*, 2015, 46 (4), 844-871.
- [36] Fisher, J., D. S. Johnson, and T. M. Smeeding, “Inequality of Income and Consumption in the U.S.: Measuring the Trends in Inequality from 1984 to 2011 for the Same Individuals”, *Review of Income and Wealth*, 2015, 61 (4), 630-650.
- [37] Foellmi, R., and J. Zweimüller, “Is Inequality Harmful for Innovation and Growth? Price versus Market Size Effects”, *Journal of Evolutionary Economics*, 2017, (2), 359-378.
- [38] Foellmi, R., T. Wuegler, and J. Zweimüller, “The Macroeconomics of Model T”, *Journal of Economic Theory*, 2014, 153, 617-647.
- [39] Guellec, D., and C. Paunov, “Digital Innovation and the Distribution of Income”, *NBER Chapters*, 2020.
- [40] Guevara, H. H., N. Grassano, and A. Tuebke, et al., “The 2019 EU Industrial R&D Investment Scoreboard”, *JRC Working Paper*, 2019.
- [41] Herrendorf, B., and A. Valentinyi, “Endogenous Sector-Biased Technological Change and Industrial Policy”, *Economic Modelling*, 2022, 113, 1-20.
- [42] Jorgenson, A. K., J. B. Schor, and K. W. Knight, et al., “Domestic Inequality and Carbon Emissions in Comparative Perspective”, *Sociological Forum*, 2016, 31 (S1), 770-786.
- [43] Kremer, S., A. Bick, and D. Nautz, “Inflation and Growth: New Evidence from a Dynamic Panel Threshold Analysis”, *Empirical Economics*, 2013, 44 (2), 861-878.
- [44] Ma, J., J. Xu, and Z. Zhang, et al., “New Cooperative Medical Scheme Decreased Financial Burden but Expanded the Gap of Income-Related Inequity: Evidence from Three Provinces in Rural China”, *International Journal for Equity in Health*, 2016, 15 (1), 72.
- [45] Matsuyama, K., “The Generalized Engel's Law: In Search for A New Framework”, *The Canon Institute for Global Studies*, 2016.
- [46] Mullard, A., “2019 FDA Drug Approvals”, *Nature Reviews Drug Discovery*, 2020, 19(2):79-84.
- [47] Murphy, K. M., A. Shleifer, and R. W. Vishny, “Income Distribution, Market Size, and Industrialization”, *Quarterly*

- Journal of Economics*, 1989, (104), 537-564.
- [48] Papadopoulos, G., "Income Inequality, Consumption, Credit and Credit Risk in a Data-driven Agent-based Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2019, 104 (C), 39-73.
- [49] Robert, E. L., "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 1988, (22), 3-42.
- [50] Romer, P. M., "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 1990, (98), S71-S102.
- [51] Schmookler, J., "The Allocation of Resources to Invention. (Book Reviews: Invention and Economic Growth)", *Science*, 1966, 153 (3742), 1367-1368.
- [52] Weinhold, D., and U. Nair-Reichert, "Innovation, Inequality and Intellectual Property Rights", *Development & Comp Systems*, 2009, 37 (5), 889-901.
- [53] Zhang, X., and H. Nie, "Public Health Insurance and Pharmaceutical Innovation: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2021, 148 (1), 1-27.
- [54] Zweimüller, J., "Inequality, Redistribution, and Economic Growth", *Empiric*, 2000, 27 (1), 1-20.
- [55] Zweimüller, J., "Schumpeterian Entrepreneurs Meet Engel's Law: The Impact of Inequality on Innovation-Driven Growth", *Journal of Economic Growth*, 2000, 5 (2), 185-206.
- [56] Zweimüller, J., and J. K. Brunner, "Innovation and Growth with Rich and Poor Consumers", *Metroeconomica*, 2005, (56), 233-262.

Income Disparity, Private Health Insurance and Medical Innovation—— Based on the Empirical Evidence Analysis of the United States

RUI KANG

(National Institute of Social Development, Chinese Academy of Social Science)

HENGPENG ZHU

(Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: This article explores the impact of income disparity on the development of medical innovation and proves the mechanism effect of private health insurance. Based on the panel data of 51 provinces in the United States from 2013 to 2020, the study finds several conclusions through threshold effect model mechanism testing procedures and for empirical testing. (1) There is an inverted 'N' type nonlinear impact relationship between income disparity and medical innovation; (2) In the path of income distribution affecting medical innovation, the development of private health insurance is one of the influencing mechanisms; (3) Under different income disparity levels, income disparity has different effects on medical innovation, which is manifested as a threshold effect. After the first threshold, the effect turns from negative to positive, and after the second threshold, the effect turns to negative again. It is due to that there is also a threshold effect between income disparity and private health insurance. The research conclusion is still valid after endogenous analysis and robustness test. The research conclusions can provide evidence support for policy recommendations such as facing the positive social significance of income disparity, driving middle income groups to purchase private health insurance, and forming effective demand for innovative drugs. It has important reference value for enlarging the middle-income class group to promote the development of medical innovation in China.

Keywords: income disparity, private health insurance, medical innovation, threshold effect

(执行编辑：刘自敏)